

表1 电子货币使用率和货币乘数相关数据(1990-2011年)

年份	现金漏损率k	存款准备金率r	狭义货币乘数m1	广义货币乘数m2	电子货币使用率eu	年份	现金漏损率k	存款准备金率r	狭义货币乘数m1	广义货币乘数m2	电子货币使用率eu
1990	0.61	0.65	1.05	2.12	0.05	2001	0.36	0.55	1.5	3.97	0.77
1991	0.58	0.70	0.93	2.15	0.10	2002	0.32	0.52	1.58	4.11	0.96
1992	0.59	0.54	1.15	2.5	0.11	2003	0.31	0.51	1.61	4.23	1.32
1993	0.56	0.53	1.22	2.61	0.12	2004	0.29	0.50	1.6	4.23	1.65
1994	0.55	0.75	1.17	2.67	0.11	2005	0.29	0.48	1.67	4.64	2.54
1995	0.49	0.80	1.16	2.95	0.16	2006	0.27	0.51	1.62	4.44	3.26
1996	0.45	0.92	1.08	2.88	0.15	2007	0.25	0.58	1.5	3.97	4.19
1997	0.41	0.83	1.14	2.97	0.16	2008	0.26	0.72	1.29	3.68	4.05
1998	0.40	0.73	1.24	3.33	0.16	2009	0.21	0.58	1.54	4.24	4.87
1999	0.42	0.62	1.36	3.57	0.21	2010	0.20	0.63	1.44	3.92	6.20
2000	0.38	0.57	1.49	3.76	0.46	2011	0.22	0.73	1.29	3.79	6.87

注：根据各年度《中国金融年鉴》、中国人民银行网站和CEIC中国经济数据库数据计算而得。

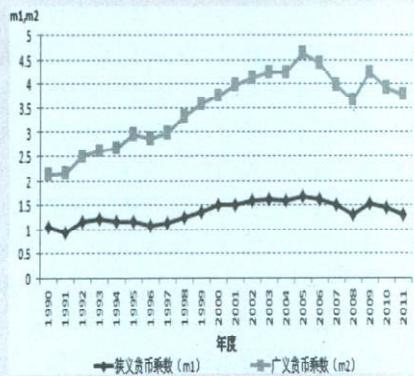


图1 货币乘数变动趋势

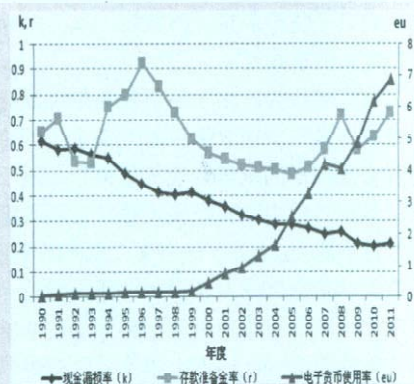


图2 现金漏损率、存款准备金率和电子货币使用率变动趋势

电子货币使用率与货币乘数变动趋势分析

总体上看,从1990年到2005年,我国无论是狭义货币乘数 m_1 还是广义货币乘数 m_2 都呈上升趋势,而从2006年开始,二者均开始下降(见图1)。 m_1 由1990年的1.05上升到2005年的最大值1.67,到2011年降为1.29; m_2 由1990年的2.12上升到2005年的最大值4.64,到2011年降为3.79(见表1)。这种变动趋势有两个重要特点:一是 m_1 和 m_2 呈同步变化的趋势,二是 m_2 的变动趋势比 m_1 快。

如表1和图2所示,电子货币使用率(银行卡交易额和GDP之比)一直处于上升通道,其从1990年的0.05上升到2011年的6.87,上升了137倍,尤其从2006年开始,电子货币使用率增长趋势明显加快;现金漏损率由1990年的0.61下降到2011

年的0.21,处在一个明显的下降通道中,这是由于电子货币的使用减少了现金的使用,并使其一部分转化为活期存款而使现金占活期存款的比重下降。与货币乘数相反,存款准备金率大

致经过了先下降后上升的过程,其从1996年的最大值0.92下降到2005年的最小值0.48,到2011年上升为0.73。

由此可见,电子货币的使用对狭义货币乘数 m_1 和广义货币乘数 m_2 有着明显的影响,它们之间也存在明显的相关性。本文将通过构建货币乘数的协整方程和误差修正方程来进一步揭示它们之间的相互关系。

样本数据说明和模型变量选择

因为月度和季度数据难以获得,本文采用年度数据(1990-2011年)。狭义货币乘数 m_1 和广义货币乘数 m_2 分别由狭义货币供给量 M_1 和广义货币供给量 M_2 与基础货币(流通中的现金和金融机构在中央银行的储备之和)之比计算得到。由于目前我国电子货币主要以银行卡的形态存在,因此,有关电子货币的数据用银行卡数据来代替,数据取自相关年度《中国金融年鉴》和中国人民银行网站,2011年度银行卡数据取自CEIC中国经济数据库。

就我国当前电子货币发展所处的阶段来看,电子货币对现金和活期存款的替代作用较为明显,电子货币的使用对货币乘数的影响也主要是通过现金、准备金和活期存款相关的因素来影响货币乘数。在此,本文选择现金漏损率、存款准备金率和电子货币使用率来揭示电子货币的使用和货币乘数变动之间的相关关系。

现金漏损率 k 。现金漏损率为流通中的现金和活期存款之比。现金漏损率上升,一方面,商业银行为了应付客户提取现金的需要必需保留更多的超额准备金,这样商业银行用于贷款和投资的资金必然减少,其存款货币创造能力会下降;另一方面,商业银行原始存款的减少会使其信用创造能力降低。这都会导致货币乘数的下降,因此,现金漏损率与货币乘数负相关。电子货币取代流通中的现金并使其部分转化为活期存款,这会降低现金漏损率,提高货币乘数。

存款准备金率 r 。存款准备金率为商业

银行在中央银行的储备与存款总额(包括活期存款、定期存款、储蓄存款和其他存款)之比。存款准备金率的提高使商业银行用于贷款和投资的资金减少,这会降低商业银行的存款货币创造能力,使货币乘数下降。因此,存款准备金率与货币乘数负相关。电子货币交易额的增加使银行卡账户上的资金清算额加大,其赎回所需要的等值传统货币的数量也就越多,这样会使商业银行增加用于结算的储备金,使存款准备金率上升,货币乘数下降。

电子货币使用率 eu 。电子货币使用率为银行卡交易额和GDP之比。电子货币使用率代表着电子货币被用作交易媒介的程度,它既能说明电子货币替代现金的程度,又能说明电子货币交易结算的规模。电子货币使用率的提高会通过电子货币替代现金并使其部分转化为活期存款降低现金漏损率,从而使货币乘数增大;电子货币结算规模的扩大会使商业银行增加用于结算的储备金,通过提高存款准备金率使货币乘数减小。对货币乘数的最终影响取决于这两种作用机制力度的大小。

实证过程

(一) 平稳性检验

为了防止伪回归的发生,需要对各变量进行平稳性检验。检验方法采用单位根检验中的ADF方法。检验结果如表2所示, m_1 、 m_2 、 k 、 r 和 eu 在5%的显著水平下是非平稳的;而经过一阶差分变换后, $D(m_1)$ 、 $D(m_2)$ 、 $D(k)$ 、 $D(r)$ 和 $D(eu)$ 在5%的显著水平下是平稳的。即 m_1 、 m_2 、 k 、 r 和 eu 都是一阶单整的,满足协整检验的前提。

(二) Johansen 协整检验

本文采用多变量的协整检验方法——Johansen协整检验,这种方法是由Johansen和Juselius于1990年提出的,该方法做多变量协整检验时能精确地检验出协整向量的数目。经检验并比较Johansen协整检验的五种趋势假设的结果,选择有常数项,没有时间趋势项的模型进行检验。Johansen

表2 变量及其差分序列的单位根检验结果

变量	检验形式	ADF统计量	5%临界值	平稳性
m_1	(c, 0, 0)	-1.641	-3.012	非平稳
Δm_1	(c, 0, 0)	-4.551	-3.021	平稳
m_2	(c, 0, 0)	-1.891	-3.012	非平稳
Δm_2	(c, 0, 0)	-4.181	-3.021	平稳
k	(c, t, 4)	-1.450	-3.710	非平稳
Δk	(c, t, 4)	-4.294	-3.733	平稳
r	(c, 0, 0)	-1.726	-3.021	非平稳
Δr	(c, 0, 0)	-4.259	-3.021	平稳
eu	(c, t, 0)	0.380	-3.645	非平稳
Δeu	(c, t, 1)	-4.170	-3.674	平稳

注:(1)(c, t, n)表示ADF检验中的常数项,时间趋势项和滞后阶数;(2) Δ 为变量的一阶差分。

表3 Johanson协整检验结果

协整向量个数		特征根迹检验		最大特征值检验	
原假设		迹统计量	5%临界值	最大特征值统计量	5%临界值
m1 和 k、 r、eu	0 个	68.1285*	47.21	39.3163*	27.07
	至少 1 个	28.8122	29.68	18.0214	20.97
	至少 2 个	10.7908	15.41	10.7797	14.07
m2 和 k、 r、eu	0 个	61.1146*	47.21	35.9078*	27.07
	至少 1 个	25.2068	29.68	15.9268	20.97
	至少 2 个	9.2800	15.41	9.2141	14.07

注：* 表示在 5% 的显著水平拒绝原假设，滞后阶数的选取按照 FPE 与 SBIC 准则。

协整检验结果见表 3。

协整检验的结果表明，对于 m1 和 k、r、eu，特征根迹检验和最大特征根检验都在 5% 的显著水平下拒绝了 0 个协整向量的原假设，说明四个序列之间至少存在 1 个协整向量；需进一步检验至少 1 个协整向量的原假设，结果特征根迹检验和最大特征根检验都不能在 5% 的显著水平下拒绝原假设，说明 m1 和 k、r、eu 之间只存在 1 个协整向量；同理，协整检验结果表明，m2 和 k、r、eu 之间也只存在 1 个协整向量。即 m1 和 k、r、eu 之间以及 m2 和 k、r、eu 之间都存在长期均衡关系。

(三) 建立误差修正模型

由于 m1 和 k、r、eu 之间以及 m2 和 k、r、eu 之间都存在协整关系，因此可以构建 m1 和 m2 的协整方程：

$$m1 = -1.21k - 3.49r - 0.05eu + 2.51 \quad (1)$$

(22.31)* (24.26)* (11.73)*

$$m2 = -5.98k - 4.70r - 0.23eu + 6.91 \quad (2)$$

(23.47)* (7.01)* (11.51)*

由 (1) 和 (2) 可得 m1 和 m2 的误差修正项为：

$$ecm_1 = m1_{t-1} + 1.21k_{t-1} + 3.49r_{t-1} + 0.05eu_{t-1} - 2.51 \quad (3)$$

$$ecm_2 = m2_{t-1} + 5.98k_{t-1} + 4.70r_{t-1} + 0.23eu_{t-1} - 6.91 \quad (4)$$

进一步，可构建误差修正模型。m1 和 m2 的误差修正方程的估计结果为：

$$\Delta m1_t = -0.95ecm_1 - 0.12\Delta m1_{t-1} + 1.46\Delta k_{t-1} + 0.15\Delta r_{t-1} - 0.10\Delta eu_{t-1} + 0.16 \quad (5)$$

(-2.00)** (-0.41) (1.90)** (0.09) (-1.54)

R²=0.80 RMSE=0.06

$$\Delta m2_t = -0.55ecm_2 + 0.08\Delta m2_{t-1} + 4.86\Delta k_{t-1} + 2.65\Delta r_{t-1} - 0.17\Delta eu_{t-1} + 0.34 \quad (6)$$

(-1.79)** (0.30) (1.97)** (0.97) (-0.80)

R²=0.71 RMSE=0.17

两个误差修正方程的拟合优度 R² 都较高，说明 m1 和 m2 的误差修正方程拟合效果较好。

对实证结果的分析

m1 和 m2 的协整方程 (1) 和 (2) 以及误差修正方程 (5) 和 (6) 表明我国货币乘数和电子货币使用率、存款准备金率以及现金漏损率之间存在长期均衡关系和短期动态关系。

在长期均衡关系中，电子货币使用率 eu 与狭义货币乘数 m1 和广义货币乘数 m2 均呈显著的负相关关系，即电子货币使用

率的提高会使货币乘数下降。电子货币的使用依托于商业银行的转账结算服务，电子货币使用率的上升会提高商业银行的转账结算规模，增加商业银行清算准备金的需求量，这会通过提高

存款准备金率而降低货币乘数。实证分析的负相关关系说明，我国电子货币使用率的提高降低现金漏损率使货币乘数增大的作用要弱于其提高存款准备金率使货币乘数减小的作用。现金漏损率 k 和存款准备金率 r 对狭义货币乘数 m1 和广义货币乘数 m2 的影响都显著为负，这说明传统货币乘数的影响因素仍在发挥着明显作用。电子货币使用率的提高降低了现金漏损率，商业银行的信用创造能力和存款货币创造能力下降，这使货币乘数增大。电子货币使用率的提高增加了商业银行的清算准备金，提高了商业银行的存款准备金率，商业银行用于贷款和投资的资金减少，存款货币创造能力降低，这使货币乘数下降。

在短期，误差修正方程的误差修正项 ecm 的系数反映了 m1 和 m2 偏离长期均衡时的调整速度，其都显著为负说明当 m1 和 m2 偏离长期均衡时，经济力量将以一定的力度将其从非均衡拉回均衡状态。就 m1 而言，当短期波动偏离长期均衡时，经济力量会以 -0.95 的速度将其拉回均衡态，即 m1 与长期均衡的偏差需要大约 1 年的时间得以纠正；而 m2 的调整速度为 -0.55，即 m2 与长期均衡的偏差在下一年约 55% 会得到纠正。k_{t-1} 的系数都显著为正说明短期内现金漏损率降低会使货币乘数减小，这与长期的结果相反。本文认为，人们对现金的需求是从供给和需求两个角度影响货币流通的，在短期，电子货币使用率的提高加速了货币流通速度，进而缩短了货币的循环周期，从而降低了货币乘数，但这个观点需进一步研究才能得以证实。

结论及启示

电子货币使用率的提高对货币乘数有双重作用：一方面，电子货币被用作交易媒介的程度越高，商业银行需保留的清算准备金会越多，这会通过提高存款准备金率而降低货币乘数；另一方面，电子货币使用率的提高使其对现金和活期存款有着明显的替代作用，这会通过降低现金漏损率而提高货币乘数。和西方国家相比，虽然我国还处于电子货币发展的初级阶段，

但是近年来电子货币用于交易媒介的程度已越来越高并呈加速发展的趋势，这大大提高了商业银行的存款准备金率并使当前我国的货币乘数出现了小幅度的下降。

电子货币使用率的提高对货币乘数的双重作用增加了影响货币乘数的因素，增强了货币乘数的不稳定性。在影响货币乘数的因素中，央行可以通过法定准备金政策控制存款准备金率，而现金漏损率和电子货币使用率则取决于人们对交易媒介的偏好和我国金融科技的发展程度，是经济运行中的内生变量，央行能控制因素所占比例的降低增加了货币乘数的内生性。货币乘数不稳定性和内生性增强使中央银行预测货币乘数的变化，进而通过调整基础货币控制货币供给量的难度加大，这使我国以货币供给量作为中介目标的货币政策效果大打折扣，降低了货币政策有效性。所以央行在实施货币政策时，应当将电子货币的使用对货币乘数变动的影响考虑进去，加强对电子货币的统计与控制，从而提高货币政策的有效性。

有学者认为，由于目前我国中央银行还没有对电子货币收缴存款准备金，理论上现金漏损率的降低会使货币乘数无限上升，从而导致中央银行丧失维持货币政策有效性的能力。但是，一方面，目前我国还没有纯粹意义上的电子货币，我国银行卡存款额也同商业银行存款一样受法定准备金政策的制约；另一方面，本文实证结果表明，电子货币使用率的提高对货币乘数的影响并不是单一的扩张，也有通过提高商业银行的存款准备金率使货币乘数减小的作用。因此，目前来看，我国的货币乘数不但不会无限上升，而且可能会下降。

参考文献：

1. 尹龙. 网络金融理论初论——网络银行与电子货币的发展及其影响[M]. 西南财经大学出版社, 2003
2. 胡海鸥, 贾德奎. 电子货币对货币政策效果的挑战[J]. 外国经济与管理, 2003.4
3. 谢平, 尹龙. 网络经济下的金融理论与金融治理[J]. 经济研究, 2001.4
4. 尹龙. 网络金融理论初论[M]. 西南财经大学出版社, 2003
5. 靳超, 冷燕华. 电子化货币、电子货币与货币供给[J]. 上海金融, 2004.9
6. 周光友. 电子货币发展对货币乘数影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007.5
7. 王倩, 杜莉. 电子支付科技影响货币乘数的实证分析[J]. 社会科学战线, 2008.12